

# Contratación asincrónica, riesgo sistemático y contrastes de eficiencia \*

J. Ignacio Peña

Departamento de Economía  
Universidad Carlos III de Madrid

*Este trabajo se ocupa de las consecuencias que la presencia de contratación asincrónica («Nonsynchronous», «Thin», «Infrequent», en la terminología anglosajona) tiene sobre las estimaciones habituales de los coeficientes de los factores de riesgo sistemático en los modelos de mercado y sus extensiones (CCAPM, APT, etc.), así como de la influencia de este fenómeno sobre los contrastes de eficiencia débil de un mercado. Se presentan los antecedentes del problema de la contratación asincrónica y se discuten los varios enfoques propuestos en la literatura, con especial énfasis en problemas de estimación e interpretación de los modelos así contruidos.*

## 1. Introducción

Este trabajo se ocupa de las consecuencias que la presencia de contratación asincrónica («nonsynchronous trading») tiene sobre las estimaciones habituales de las betas de los modelos de mercado y sus extensiones (CAPM, APT, etc.), así como la influencia de este fenómeno sobre los contrastes de eficiencia débil de un mercado.

La sección 2 presenta los antecedentes del problema de la contratación asincrónica. La sección 3 se ocupa de sus consecuencias para la estimación del riesgo sistemático de un activo. La sección 4 estudia la influencia de este fenómeno sobre los contrastes de la eficiencia de un mercado y varios enfoques para resolver el problema; se discuten extensiones y generalizaciones y se concluye con la sección 5.

## 2. Antecedentes del problema de la contratación infrecuente

La primera referencia formal al denominado «efecto Fisher» [por Fisher (1966)], es la de Fama (1965), que desarrolla ideas del Profesor L. Fisher. El argumento puede resumirse como sigue.

Si definimos los rendimientos de un activo (como por ejemplo una acción cotizada en un mercado de valores)  $r_{j,t}$ , como la diferencia del logaritmo de los precios ajustados por dividendos y ampliaciones de capital, supondremos que el verdadero rendimiento para la acción  $j$  en el período  $t$  viene dada por el modelo de mercado

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_t + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

---

\* Trabajo financiado en parte por la DGICYT, proyecto n.º PS 90-0014.

donde  $R_t$  es el rendimiento del índice del mercado y  $\epsilon_{j,t}$  es el componente idiosincrático del rendimiento.

Supongamos que aceptamos el modelo de mercado (1) como una aproximación razonable de la determinación de los cambios de precio de un activo. Este modelo postula que los cambios de precio de los activos están relacionados con los cambios de precio en un índice o factor de mercado. Por tanto, el dato que oficialmente se publica como el cambio de precio de una acción negociada hoy, que se negoció por última vez hace dos días, puede considerarse la suma de dos cambios. El cambio «implícito» de ayer más el cambio actual de hoy. Por tanto los cambios de precio publicados hoy para esa acción estarán influenciados por lo que sucedió en el mercado ayer, y esto introducirá un elemento de «dependencia» positiva en dichos cambios de precios. Nótese que esta dependencia no tiene valor predictivo alguno, ya que es sólo el resultado de que para algunas acciones hay un retardo en la publicación de sus cambios de precio implícitos.

Asimismo podemos suponer que los cambios en el índice de mercado ocurren en intervalos inferiores al día. Cuando hay un cambio en el índice de mercado, los precios de las acciones individuales han cambiado también implícitamente. Sin embargo, todas las acciones no se negociarán al mismo tiempo en el que se produce el cambio en el factor de mercado y por tanto para algunas acciones el efecto del cambio sobre los precios publicados se revelará con algún retraso.

Si los cambios sucesivos en el factor de mercado fuesen independientes, este retardo en el ajuste de los precios publicados no produciría dependencia positiva en los cambios de precios de las acciones individuales. Sin embargo esto no es cierto para índices contruidos como «precios medios», o «precios de cierre» de una muestra de acciones. Si los «precios de cierre» son realmente los precios de la última transacción del día para cada acción, el «precio de cierre» de ayer para algunas acciones no reflejará completamente todos los movimientos de ayer en el factor de mercado, ya que algunos activos no se habrán negociado exactamente al final del período de contratación de ayer.

Esto significa que los cambios de precio de hoy para esas acciones estarán afectadas por los cambios de ayer en el factor de mercado, lo cual tenderá a introducir dependencia positiva en los cambios sucesivos del agregado. Si esta hipótesis es correcta, los cambios sucesivos en el índice de precios deberían mostrar más «dependencia» que esos mismos cambios para las acciones individuales.

Para ilustrar la anterior discusión supongamos los rendimientos de los activos  $r_{i,t}$  y  $r_{j,t}$  tal que

$$\text{cov}(r_{i,t}, r_{j,t-k}) = \text{cov}(r_{i,t}, r_{j,t+k}) = 0 \quad k = 0, 1, \dots \quad (2)$$

pero supongamos que  $i$  se negocia con menor frecuencia que  $j$ . Si las noticias que afectan al mercado se reciben al final de un período de contratación que llamaremos  $t$ , es más probable que el precio de cierre de  $j$  refleje esa información que el de  $i$ . Supongamos que  $i$  no reacciona hasta el final del período siguiente,  $t + 1$ . Entonces se crea una correlación espuria entre los precios de cierre  $P_{i,t+1}$  y  $P_{j,t}$  y por tanto

$$\text{cov}(r_{i,t}^0, r_{j,t+1}^0) \neq 0 \quad (3)$$

es decir hay una covarianza no nula en los rendimientos observados de orden igual

al tiempo de reacción. De la misma forma, podría argumentarse que los rendimientos observados de una cartera compuesta de las acciones  $i$  y  $j$  presentará dependencia serial.

### 2.1. Consecuencias de la contratación infrecuente (asíncrona)

La presencia de este efecto de asincronía tiene efectos tanto sobre los estadísticos de los rendimientos individuales observados, como sobre los de las carteras o índices que se construyan mediante agregación ponderada de los activos individuales. Los efectos de la contratación infrecuente (NST en adelante), pueden resumirse, según Lo y MacKinlay (1990), como sigue.

- Los rendimientos medios de una acción o de una cartera *no* se ven afectados.
- Se incrementa la varianza de los rendimientos de acciones individuales, si estas tienen media diferente de cero. Este incremento es proporcional a la magnitud de la media. Sin embargo si la acción tiene media cero, el efecto sobre su varianza es mínimo.
- Disminuye la varianza de una cartera bien diversificada y compuesta de acciones con efectos NST similares.
- Se generan autocorrelaciones negativas decrecientes geométricamente en los rendimientos individuales observados. La magnitud de estas autocorrelaciones es proporcional a la media.
- Se genera un proceso  $AR(1)$  de coeficiente positivo para los rendimientos de las carteras bien diversificadas y compuestas de acciones con efectos NST similares. Un resultado similar se da si la cartera es un índice de acciones ponderadas igualmente y con betas de signo generalmente igual.
- Induce correlaciones cruzadas geométricamente decrecientes y asimétricas tanto entre los rendimientos de las acciones  $i$  y  $j$ , como en los rendimientos de las carteras  $I$  y  $J$ .
- La agregación temporal *incrementa* las autocorrelaciones negativas de los rendimientos de acciones individuales y *decrementa* las autocorrelaciones de los rendimientos de las carteras.

Por tanto, la presencia de NST crea autocorrelaciones y correlaciones cruzadas espurias que pueden afectar notablemente tanto a los contrastes de eficiencia débil de un mercado, véase Lo y MacKinlay (1988), como a la construcción de modelos CAPM, APT y similares, véase Shanken (1987).

### 3. Estimación del riesgo de mercado

En este apartado se exponen los diversos métodos para la corrección de la estimación de las betas, tomando como referencia el modelo de mercado (1).

Supongamos que debido a retrasos en el proceso de ajuste de precios, el rendimiento *observado* de un activo  $j$  en el período  $t(r_{j,t}^0)$  puede modelizarse como una suma ponderada de los verdaderos rendimientos contemporáneos y retardados:

$$r_{j,t}^0 = \sum_{n=0}^N \Phi_{j,t-n,n} r_{j,t-n} \quad (4)$$

donde los  $\Phi$  son variables aleatorias independientes de los verdaderos rendimientos e independientes entre acciones. En esa expresión,  $\Phi_{j,t-n,n}$  indica la proporción del verdadero rendimiento  $r_{j,t-n}$  generado en el periodo  $t-n$  que se refleja  $n$  periodos después en el rendimiento observado para el periodo  $t$ . Si no hay retrasos en el proceso de ajuste de precios,  $\Phi_{j,t-n,n}$  será cero para todos los valores positivos de  $n$  y uno para  $n = 0$ . Según caractericemos la variable aleatoria  $\Phi$ , obtendremos diferentes modelos para NST.

Como, en general, no se dispone de los verdaderos rendimientos, el cálculo de los betas se efectúa sobre los rendimientos observados y el modelo de mercado observado sería

$$r_{j,t}^0 = \alpha_j^0 + \beta_j^0 R_t^0 + \epsilon_{j,t}^0 \quad (5)$$

es bien conocido que, con retrasos en el proceso de ajuste de los precios, el estimador MCO de beta en el modelo observado es sesgado e inconsistente.

Podemos considerar varios métodos alternativos para medir el riesgo sistemático cuando los precios de las acciones sufren de contratación infrecuente. Los métodos son: regresión simple ajustada, regresión simple con observaciones solapadas, regresión contrato-a-contrato (*TT*), el método SW de Scholes-Williams (1977) el método de coeficientes agregados *AC* de Dimson (1979), y la extensión de SW propuesta en Cohen *et al.* (1983) y que denominaremos CHMSW.

El método de *regresión simple ajustada* se basa en estimar el modelo de mercado observado (5) con observaciones para los periodos  $t = 1, \dots, T$  y ajustar el estimador del beta por sesgo de no contratación. El límite de la alteración del estimador de beta dependerá de la frecuencia de contratación de la acción relativa a la del mercado. Desafortunadamente, el ajuste apropiado sólo puede determinarse si el sesgo en el estimador de beta es conocido. Por tanto, el método de regresión simple ajustada no puede usarse sin disponer de otro método que estime las frecuencias relativas de contratación, lo cual es muy complicado en general.

El método de *regresión con observaciones solapadas*, se emplea por algunas empresas de servicios financieros que proporcionan estimadores de beta. El método es incrementar la longitud del intervalo de diferenciación

$$r_{j,t,k} = P_t - P_{t-k} \quad (6)$$

(donde  $P_t$  es el logaritmo del precio) desde  $k = 1$  hasta  $w$  periodos, hasta que el beta se hace invariante a incrementos en  $w$ . Naturalmente, el número de observaciones, disminuye y los betas así calculados se basan cada vez en diferente número de observaciones.

Otras alternativas más viables son el método de contrato-a-contrato (*TT*), el SW y el AC. El estimador *TT* viene dado por una variante del modelo de mercado observado (5), usando un índice basado en acciones negociadas frecuentemente. Como en general se presentan problemas de heterocedasticidad, véase Marsh (1979), los betas se estiman mediante una regresión múltiple donde los rendimientos se calculan desde la transacción  $(s-1)$  a la transacción  $(s)$  en el intervalo  $t_s = 1, \dots, T$ . Nótese

que este método requiere un índice de precios de acciones negociadas frecuentemente, que se registra varias veces por periodo. El problema es que la construcción y mantenimiento de este índice puede ser demasiado complejo, debido a las necesidades de datos. Además el método no puede usarse cuando el momento del registro de los precios en un intervalo de tiempo dado es desconocido o cuando no hay disponible una buena proxy de un índice de precios de transacciones registrado continuamente.

El método *SW* simplemente requiere un registro de *si se efectuó* una transacción pero no *cómo* se efectuó dado un periodo de tiempo. En este enfoque, se calcula y usa un rendimiento sólo si se sabe que la transacción ocurrió en periodos de tiempo consecutivos. El índice de mercado se define como la media de todos esos rendimientos. Con esta definición del índice, la regresión simple del modelo de mercado observado, sobreestima el beta de las acciones que se negocian tan frecuentemente como el mercado. Acciones que negocien infrecuentemente o muy frecuentemente suelen tener su riesgo infraestimado.

Con este tipo de datos, beta se estima consistentemente por una variante del modelo de mercado observado

$$r_{j,t}^0 = \alpha_j^0 + \beta_{j,k}^0 R_{t+k}^0 + \epsilon_{j,t}^0 \quad k = -1, 0, 1 \quad (7)$$

donde se tienen en cuenta valores retrasados y adelantados del índice del mercado. El estimador insesgado es la suma de las pendientes estimadas, mediante regresión simple

$$\beta_{j,k}^0 = \text{cov}(r_{j,t+k}^0, R_t^0) / \text{var}(R_t^0) \quad (8)$$

dividida por uno más el doble del coeficiente de autocorrelación de orden 1 del mercado  $\rho_1$ . Esto es

$$\hat{\beta}_j = \sum_{k=-1}^1 b_{j,k}^0 / (1 + 2\hat{\rho}_1) \quad (9)$$

donde los  $b_{j,k}^0$  son los coeficientes estimados.

La generalización de este enfoque en el contexto más general de «fricciones» en el mercado, se presenta en Cohen *et al.* (1983a), en donde se argumenta que el sesgo en los betas puede venir ocasionada por retrasos en el ajuste de precios superiores a un día debido a:

(i) Retrasos ocasionados por los especialistas (o negociantes) al tener que satisfacer sus obligaciones de compensación en los intercambios y no incorporar plenamente las últimas cotizaciones reales.

(ii) Los retrasos ocasionados por especuladores individuales que negocian sólo periódicamente debido a los costes de información, decisión y transacción.

De hecho, en Cohen *et al.* (1983b) se muestra un sesgo significativo de los betas que persiste durante más de dos semanas. Con objeto de introducir esos procesos de ajuste en los precios con retardo superior a un día, y en general de  $N$  días, Cohen *et al.* (1983a) proponen como estimador consistente del beta la siguiente expresión

$$\hat{\beta}_j = (b_j^0 + \sum_{n=1}^N b_{j+n}^0 + \sum_{n=1}^N b_{j-n}^0) / (1 + 2 \sum_{n=1}^N \hat{\rho}_n) \quad (10)$$

donde de nuevo todos los coeficientes se estiman por regresión simple.

Finalmente el enfoque AC, considera la siguiente regresión

$$r_{j,t}^0 = \alpha_j^0 + \sum_{k=-N}^N \beta_{j,k}^0 R_{t+k}^0 + \omega_{j,t} \quad (11)$$

donde el estimador insesgado es simplemente la suma de los coeficientes de la pendiente

$$\hat{\beta}_j = \sum_{k=-N}^N B_{j,k}^0 \quad (12)$$

donde los  $B_{j,k}^0$  son los estimadores obtenidos mediante regresión múltiple en (11). Es decir, el riesgo sistemático se obtiene sencillamente como la agregación de los coeficientes de regresión de los rendimientos individuales sobre los términos contemporáneo, retardados y adelantados de los rendimientos del índice de mercado. Un importante problema en este enfoque es la determinación del número de términos  $N$  ya que hay un conflicto entre sesgo y eficiencia. En efecto, puede demostrarse que según  $N$  va tomando valores 0, 1, 2,... el sesgo del estimador AC declina, pero también disminuye su eficiencia. Esto se debe a que los coeficientes adelantados y retardados  $\beta_{j,k}^0$  ( $k$  diferente de 0) están estimados con error.

Adicionalmente, el procedimiento AC ha sido criticado por Fowler y Rorke (1983), al considerar que da lugar a resultados inconsistentes. En particular, demuestran como la ausencia de ponderaciones de los coeficientes de los betas estimados de (12) en comparación con (10) da lugar a resultados incorrectos. Para obtener estimadores consistentes del beta es necesario una suma de los betas estimados adelantados y desplazados, ponderada por los coeficientes de autocorrelación del índice de mercado, hasta un orden igual al del máximo retardo (en valor absoluto) de los betas empleados.

### 3.1. Extensiones a otros modelos de valoración de activos

Otros modelos de valoración de activos han sido propuestos en la literatura, particularmente el APT de Ross y el CCAPM (CAPM ampliado con consumo) de Rubinstein-Lucas. Para el caso de APT y en general de modelos multifactor, una practica habitual ha sido extraer los factores utilizando análisis factorial sobre la matriz de covarianzas de los rendimientos observados. Sin embargo, como señala Shanken (1987) no se tiene en cuenta en esos casos la existencia de un posible efecto NST. Empleando una extensión del método CHMSW, Shanken propone estimar una matriz de covarianzas corregida de los efectos NST. Usando el resultado de CHMSW

$$COV(r_{j,t}^0, r_{k,t}^0) + \sum_{n=1}^N COV(r_{j,t}^0, r_{k,t-n}^0) + \sum_{n=1}^N COV(r_{j,t-n}^0, r_{k,t}^0) = COV(r_{j,t}, r_{k,t}) \quad (13)$$

y asumiendo que los verdaderos rendimientos son i.i.d., puede obtenerse un estimador

consistente de las verdaderas covarianzas reemplazando las covarianzas del lado izquierdo de la ecuación por sus equivalentes muestrales. Asimismo hay que escoger un valor de  $N$  el tiempo de ajuste, que Shanken fija en 3 días, después de algunos análisis preliminares. Shanken muestra como en su estudio, los estimadores corregidos son cerca del doble de los obtenidos por los métodos standard (i.e. se revela un mayor grado de asociación en los rendimientos). Asimismo los factores calculados sobre los estimadores corregidos explican el doble de la variación de los rendimientos; así como parece necesario incluir más factores en su modelo.

Aunque hay importantes problemas por resolver dentro de este enfoque (distribuciones de los estadísticos basados en el estimador corregido, etc.) hay que señalar que presenta una llamada de atención sobre el grado de confianza que se puede conceder a estudios anteriores en el área que no tuvieron en cuenta el problema de NST.

### 4. Contrastes de eficiencia y contratación asincrónica

Un hecho ampliamente documentado en varios mercados, Atchison *et al.* (1987) es la presencia de elevadas autocorrelaciones positivas en los rendimientos de los índices de mercados de valores, mientras que en general, los rendimientos de los activos individuales que forman parte del índice, sólo presentan una débil autocorrelación de primer orden. Esta aparente violación, por parte del índice, de la forma débil de la eficiencia del mercado ha suscitado varias investigaciones recientes (véase Fama (1991) para una revisión crítica de las mismas). El problema fundamental reside en delimitar que parte de las autocorrelaciones observadas (tanto en el índice como en los valores individuales) puede atribuirse a NST y cual parte debe atribuirse a otros factores que retrasan el proceso de ajuste de los precios.

Definamos el coeficiente de autocorrelación de primer orden de los rendimientos observados de un índice del mercado como

$$Corr(R_t^0, R_{t-1}^0) = Cov(R_t^0, R_{t-1}^0) / Var(R_t^0) \quad (14)$$

donde

$$R_t^0 = \sum_{i=1}^m x_i r_{i,t}^0 \text{ s.t. } \sum_{i=1}^m x_i = 1 \quad (15)$$

y los  $x_i$  son las ponderaciones de las  $m$  acciones que componen la cartera/índice. Tomando como referencia la suposición de Scholes y Williams (1977) de que las transacciones en las acciones siguen procesos independientes de Poisson con tiempos de llegada  $\lambda_i$ , Atchison *et al.* (1987) demuestran que, para  $n$  grande, la autocorrelación de orden uno para los rendimientos de un índice ponderado (por ejemplo por capitalización) es

$$Corr(R_t^0, R_{t-1}^0) = \frac{\sum_{i=1}^n i \neq j \sum_{j=1}^n x_i x_j \alpha_{\lambda_i \lambda_j}}{\sum_{i=1}^n i \neq j \sum_{j=1}^n x_i x_j \gamma_{\lambda_i \lambda_j}} \quad (16)$$

donde  $\alpha$  y  $\tau$  son funciones de las tasas de transacción o tiempos de llegada  $\lambda_i$ . La autocorrelación para un índice con ponderaciones iguales es

$$\text{Corr}(R_t^0, R_{t-1}^0) = (\overline{\alpha_{\lambda_i \lambda_j}}) / (\overline{\gamma_{\lambda_i \lambda_j}}) \quad (17)$$

donde la barra significa valores medios. Valores adecuados para  $\alpha$  y  $\tau$  se describen en Atchison *et al.* (1987) para el rango de tasas de llegada empleado en su estudio.

Con un enfoque algo diferente Lo y MacKinlay (1990) proponen modelizar el mecanismo de falta de contratación como una censura aleatoria de los rendimientos, donde las observaciones censuradas se acumulan, de tal forma que los rendimientos observados son la suma de todos los rendimientos previos que fueron censurados consecutivamente. Además permiten que el tiempo entre transacciones sea estocástico y no fijo, ya que por ejemplo en el enfoque de Scholes y Williams se fuerza a que la acción cotice como mínimo una vez al día y en el enfoque CHMSW se impone que cada acción se negocie como mínimo una vez en los últimos  $N$  periodos donde  $N$  es fijo y endógeno.

Su modelo supone que las ponderaciones  $\Phi$  son una combinación de variables de Bernoulli. La variable  $\phi_{it}(k)$  toma el valor 1 cuando la acción  $i$  se negocia en el instante  $t$  pero no se ha negociado en  $k$  periodos previos y toma el valor cero en otro caso. Su estimador para las autocorrelaciones de una cartera/índice que contenga  $m$  acciones con ponderaciones iguales

$$\text{corr}(R_t^0, R_{t+1}^0) = \frac{1/\Gamma_1 1}{1/\Gamma_0 1} \quad (18)$$

donde las  $\Gamma$  son las matrices de covarianzas y 1 son vectores de unos. Si las betas de las acciones son en general del mismo signo y si las medias de los rendimientos son pequeñas,  $R^0$  presentará autocorrelación positiva. Por otro lado, si las correlaciones cruzadas son positivas y dominan las autocorrelaciones negativas individuales, este índice mostrará también autocorrelación positiva.

## 5. Conclusiones

Este trabajo se ha ocupado de las consecuencias que la presencia de contratación asincrónica («Nonsynchronous», «Thin», «Infrequent», en la terminología anglosajona) tiene sobre las estimaciones habituales de los coeficientes de los factores de riesgo sistemático de los modelos de mercado y sus extensiones (CCAPM, APT, etc.), así como de la influencia de este fenómeno sobre los contrastes de eficiencia débil de un mercado.

Una primera conclusión es que ignorar la presencia de este tipo de fenómenos puede llevar a considerables errores en la estimación del riesgo sistemático de los activos financieros. Como se ha visto, los estimadores MCO son inconsistentes y es necesario construir nuevos estimadores, según se ha expuesto en los apartados anteriores.

Otra conclusión podría ser que los contrastes de eficiencia débil de los mercados, que suelen basarse en el estudio de las autocorrelaciones de los rendimientos de acciones o cartera/índices, pueden estar afectados por éste mismo fenómeno y es

necesario corregir los estimadores habituales. Finalmente indicar que este problema de la «asincronía» puede verse como uno más de los «rozamientos» o imperfecciones de los mercados financieros, lo cual requiere para su corrección una consideración más detallada de la microestructura y características institucionales de los mismos.

## Referencias

- ATCHISON, M. D.; BUTLER, K. C., y SIMONDS, R. R. (1987), «Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation», *Journal of Finance*, 42, 111-118.
- COHEN, K. J.; HAWAWINI, G. A.; MAIER, S. F.; SCHWARTZ, R. A., y WHITCOMB, D. K. (1983a), «Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk», *Journal of Financial Economics*, 12, 263-278.
- COHEN, K. J.; HAWAWINI, G. A.; MAIER, S. F.; SCHWARTZ, R. A., y WHITCOMB, D. K. (1983b), «Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta», *Management Science*, 29, 135-148.
- DIMSON, E. (1979), «Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading», *Journal of Financial Economics*, 7, 197-226.
- FAMA, E. (1965), «Tomorrow on the New York Stock Exchange», *Journal of Business*, 38, 285-299.
- FAMA, E. (1991), «Efficient Capital Markets: II», *Journal of Finance*, 46, 1575-1618.
- FISHER, L. (1966), «Some New Stock Market Indexes», *Journal of Business*, 39, 191-225.
- FOWLER, D. J., y RORKE, C. H. (1983), «Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. Comment», *Journal of Financial Economics*, 12, 279-283.
- LO, A. W., y MACKINLAY, A. C. (1988), «Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks», *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- LO, A. W., y MACKINLAY, A. C. (1990), «An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading», *Journal of Econometrics*, 45, 181-211.
- MARSH, P. R. (1979), «Equity Rights Issues and the Efficiency of the U. K. Stock Market», *Journal of Finance*, 32, 587-612.
- SCHOLES, M., y WILLIAMS, J. (1977), «Estimating Betas from Nonsynchronous Data», *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.
- SHANKEN, J. (1987), «Nonsynchronous Data and the Covariance-Factor Structure of Returns», *Journal of Finance*, 42, 221-231.